МИНИСТЕРСТВО СТРОИТЕЛЬСТВА ПРЕДПРИЯТИЙ НЕФТЯНОЙ И ГАЗОВОЙ ПРОМЫШЛЕННОСТИ

ВСЕСОЮЗНЫЙ НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ ИНСТИТУТ ПО СТРОИТЕЛЬСТВУ МАГИСТРАЛЬНЫХ ТРУБОПРОВОДОВ
ВНИИСТ

# МЕТОДИКА

## АВТОМАТИЗИРОВАННОЙ ОБРАБОТКИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ ОБ ИЗМЕНЧИВЫХ ФАКТОРАХ, УЧИТЫВАЕМЫХ В РАСЧЕТАХ НАДЕЖНОСТИ КОНСТРУКЦИЙ МАГИСТРАЛЬНЫХ ТРУБОПРОВОДОВ

Р 600-86

Москва 1987

Настоящий документ устанавливает способы обработки статистической информации об изменчивых факторах, учитываемых в расчетах надежности конструкций трубопроводов, и содержит соответствующие алгоритмы решения задач обработки информации на ЭВМ.

Методика разработана сотрудниками отдела прочности и надежности конструкций магистральных трубопроводов и лаборатории математических методов исследован канд.техн.наук В.Д.Шапиро, зав.группой I.А. Шапкой, кандидатами технических наук В.В.Рождественским Е.И.Федоровым, мл.научн.сотрудниками Г.М. Касайловым, В.И.Васильевым, ст.инж. Л.Г. Холстовой.

| Министерство строительства предприятий нефтяной и газовой промышленности | Методика автоматизированной обработки статистической информации об изменчивых факторах, учитываемых в расчетах надежности конструкций магистральных трубопроводов | Впервые |
|---|---|---|

## I. ОБЩИЕ ПОЛОЖЕНИЯ

Для вероятностного прогнозирования надежности конструкций магистральных трубопроводов требуется обработка большого количества статистических данных о различных изменчивых факторах.

Основными изменчивыми факторами, учитываемыми в том или ином сочетании при расчетном прогнозировании показателей надежности конструкций трубопроводов, являются:

механические свойства исходных материалов и конструктивных элементов (предел текучести, временное сопротивление, относительное удлинение, ударная вязкость);

эксплуатационные нагрузки (внутреннее давление в трубопроводе, температура перекачки);

параметры качества сооружения трубопровода (фактические радиусы упругого изгиба, в том числе на прямолинейных по проекту участках линейной части, высота засыпки над трубой по длине трассы, дефектность монтажных сварных соединений, фактические расстояния между пригрузами или анкерными устройствами);

характеристики свойств грунтов на трассе (угол внутреннего трения, удельное сопротивление, объемный вес грунта, удельный вес грунта, пористость);

природно-климатические нагрузки и воздействия (ветровые нагрузки на надземные трубопроводы, температура и влажность наружного воздуха, силы морозного пучения, воздействия вследствие обводнения и другие).

Изменчивые факторы, учитываемые при прогнозировании показателей надежности конструкций трубопроводов, являются с точки зрения теории вероятностей либо случайными величинами, либо случайными функциями (случайными процессами), а совокупности

| Внесена ВНИИСТом отделом прочности и надежности конструкций магистральных трубопроводов | Утверждена ВНИИСТом 23 июня 1986 г. | Срок введения в действие I января 1987 г. |
|---|---|---|

сведений об изменчивых факторах образуют массивы исходной статистической информации для расчета характеристик этих случайных величин и функций.

В процессе проводимых отделом прочности и надежности конструкций трубопроводов ВНИИСТа исследований в области конструктивной надежности лабораторией математических методов исследований разработан ряд программ для ЭВМ типа ЕС по обработке информации об указанных выше статистически изменчивых факторах.

Разработанный комплекс программ является частью системы сбора и обработки информации для расчетов надежности конструкций магистральных трубопроводов.

В настоящей работе приводится описание разработанных отделом прочности и надежности алгоритмов 3 основных программ указанного комплекса. С учетом задач отрасли разработан также ряд модификаций программы ООКNG, учитывающих возможность поэлементного ввода данных, обработки массива данных по подвыборкам (для целей статистического производственного контроля), программа обработки случайных функций, обладающих свойством эргодичности и др.

С разработкой настоящих программ не исключается применение стандартных программ обработки статистической информации, входящих в математическое обеспечение ЭВМ типа ЕС. Разработанные ВНИИСТом программы унифицируют процедуру обработки информации, исключают в большинстве случаев необходимость подбора подходящих для теоретического описания кривых распределения. Это связано с тем, что возможности стандартных программ при обработке реальных статистик ограничены: кривые распределения, как правило, подбираются лишь по 2 параметрам, поэтому часто требуется проводить перебор различных типов кривых, чтобы удовлетворить критерию согласия. Применяемые в программах ВНИИСТа кривые распределения являются значительно более гибкими, поскольку теоретическое описание для них выполняется по 3 или 4 параметрам, что обеспечивает достаточную универсальность метода. Столь же простой и удобной для применения является также разработанная программа обработки сведений о стационарных или близких к стационарным случайных функциях и процессах.

Указанные преимущества разработанных ВНИИСТом программ дают основание полагать, что они найдут достаточно широкое применение для решения трудоемких в вычислительном отношении задач информационного обеспечения отрасли.

## 2. ОБРАБОТКА СТАТИСТИЧЕСКИХ СВЕДЕНИЙ ОБ ИЗМЕНЧИВЫХ ФАКТОРАХ, ПРЕДСТАВЛЯЕМЫХ В ВИДЕ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН

Исходная информация о случайной величине представляется в виде гистограммы, т.е. статистического распределения наблюдаемых частот появления случайной величины по интервалам ее значений.

В зависимости от цели обработки и характера описываемой случайной величины статистическая обработка информации производится либо с использованием распределения Грама-Шарлье (тип А) [I], либо с помощью распределения Крицкого-Менкеля (3-параметрическая модификация гамма-распределения) [2].

### 2.I. Обработка информации с применением распределения Грама-Шарлье (программа OOKNG)

Программа OOKNG предназначенная для обработки статистической информации о случайных величинах, имеющих распределения, близкие к нормальному, решает задачу теоретического описания статистических наблюдений с помощью кривой Грама-Шарлье с последующей проверкой согласия статистического и теоретического распределений по критерию Пирсона

Обработка статистической информации для любых случайных величин производится по единой схеме:

определение числовых характеристик распределения;

расчет теоретических ординат функций и плотности распределения;

определение выравнивающих частот, их сравнение с наблюдаемыми частотами и проверка согласования теоретического и опытного распределения по критерию $\chi^2$.

Исходными данными для расчета по этой программе являются сведения, характеризующие данную выборку, представленную в виде гистограммы:

$k$ - число интервалов;

$x_i$ - середины интервалов;

$n_i$ – разрядные частоты, где $i = 1, \ldots, k$ – номер разряда гистограммы.

Вычисляются:

сумма частот всех разрядов гистограммы

$$N = \sum_{i=1}^{k} n_i ; \qquad (1)$$

шаг гистограммы

$$C = \frac{x_k - x_1}{k-1} ; \qquad (2)$$

отклонения от начального значения, за которое принимается середина первого разряда гистограммы, в рабочих единицах

$$x_i = \frac{x_i - x_1}{C} , \qquad (3)$$

четыре обыкновенных начальных момента

$$m_h = \frac{\sum_{i=1}^{k} n_i x_i^h}{N} , \qquad (4)$$

где $h = 1, \ldots, 4$;

среднее значение

$$\bar{x} = x_1 + m_1 C ; \qquad (5)$$

центральные моменты

$$\mu_2 = m_2 - m_1^2 ; \qquad (6)$$

$$\mu_3 = m_3 - 3m_2 m_1 + 2m_1^3 ; \qquad (7)$$

$$\mu_4 = m_4 - 4m_3 m_1 + 6m_2 m_1^2 - 3m_1^4 ; \qquad (8)$$

именованный стандарт

$$\sigma = C\sqrt{\mu_2} ; \qquad (9)$$

коэффициент асимметрии

$$\alpha = \frac{\mu_3}{\sigma^3} ; \qquad (10)$$

коэффициент эксцесса

$$\varepsilon = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3 ; \qquad (11)$$

отклонения середин интервалов от среднего значения в единицах стандартного отклонения

$$z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma} ; \qquad (12)$$

плотность нормального распределения, отнесенная к серединам интервалов

$$f(z_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z_i^2}{2}} ; \tag{13}$$

полиномы Эрмита

$$S = 3z_i - z_i^3 ; \tag{14}$$

$$H = 3 - 6z_i^2 + z_i^4 ; \tag{15}$$

производные

$$f''(z_i) = (z_i^2 - 1) f(z_i) ; \tag{16}$$

$$f'''(z_i) = S f(z_i) ; \tag{17}$$

$$f^{IV}(z_i) = H f(z_i) ; \tag{18}$$

коэффициенты

$$C_3 = -\frac{\alpha}{6} ; \quad C_4 = \frac{i}{24}$$

значения теоретической плотности распределения кривой Грама-Шарлье в серединах интервалов

$$\varphi(z_i) = f(z_i) + C_3 f'''(z_i) + C_4 f^{IV}(z_i) ; \tag{19}$$

значения функции распределения по границам интервалов

$$F_i = \int_{-\infty}^{z_i} f(z) dz + C_3 f''(z_i) + C_4 f'''(z_i) . \tag{20}$$

Далее производится проверка согласия по критерию $\chi^2$ (Пирсона), для чего вычисляются:

теоретические (выравнивающие) частоты по разрядам

$$\Delta \mathcal{F}_i = (\mathcal{F}_i - \mathcal{F}_{i-1}) ; \tag{21}$$

значение критерия согласия

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{K} \frac{(n_i - \Delta \mathcal{F}_i)^2}{\Delta \mathcal{F}_i} . \tag{22}$$

Число степеней свободы $\nu$ составляет $\nu$ = K-5 (где K – число значащих разрядов).

С учетом вычисленного по программе значения $\chi^2$ и соответствующего ему значения $\nu$ по таблице $\chi^2$– распределения находим значение $p(\chi^2)$

На рис.I приведен пример использования программы DORNB при статистическом описании сведений о прочности материала труб для магистральных трубопроводов. При описании некоторых массивов данных по указанной программе (как и в приведенном на рисунке примере) наблюдается биение теоретической кривой в хвостах распределения, что несколько снижает эффективность описания статистических данных кривой Грама-Шарлье. Для таких случаев следует применять программу STAT, не имеющую указанного недостатка.

## 2.2. Обработка информации с применением распределения Крицкого-Менкеля (программа STAT)

Программа STAT решает задачу теоретического описания непрерывных случайных величин по выборочным данным, представленным в виде гистограммы, с последующей проверкой согласия по критерию $\chi^2$. В отличие от описанных в п.2.I кривых, областью определения которых является вся числовая ось, кривые Крицкого-Менкеля имеют одностороннее (справа или слева) ограничение. Существенное преимущество метода - гарантированная гладкость кривых распределения в области малых вероятностей на асимптотическом хвосте. Данные кривые являются трехпараметрическими. В основе кривых лежит гамма-распределение с плотностью

$$f(x)=\frac{1}{\Gamma(\gamma)}x^{\gamma-1}e^{-x}; \qquad 0\leq x<+\infty \tag{23}$$

и функцией распределения

$$F(x)=\frac{1}{\Gamma(\gamma)}\int_0^x x^{\gamma-1}e^{-x}dx. \tag{24}$$

Первые три начальных момента гамма-распределения вычисляются по формулам:

$$\left.\begin{aligned} m_1&=\gamma;\\ m_2&=\gamma(\gamma+1),\\ m_3&=\gamma(\gamma+1)(\gamma+2) \end{aligned}\right\} \tag{25}$$

Дисперсия гамма-распределения равна:

$$\sigma^2=m_2-m_1^2=\gamma.$$

Для получения трехпараметрической кривой распределения используют функцию:

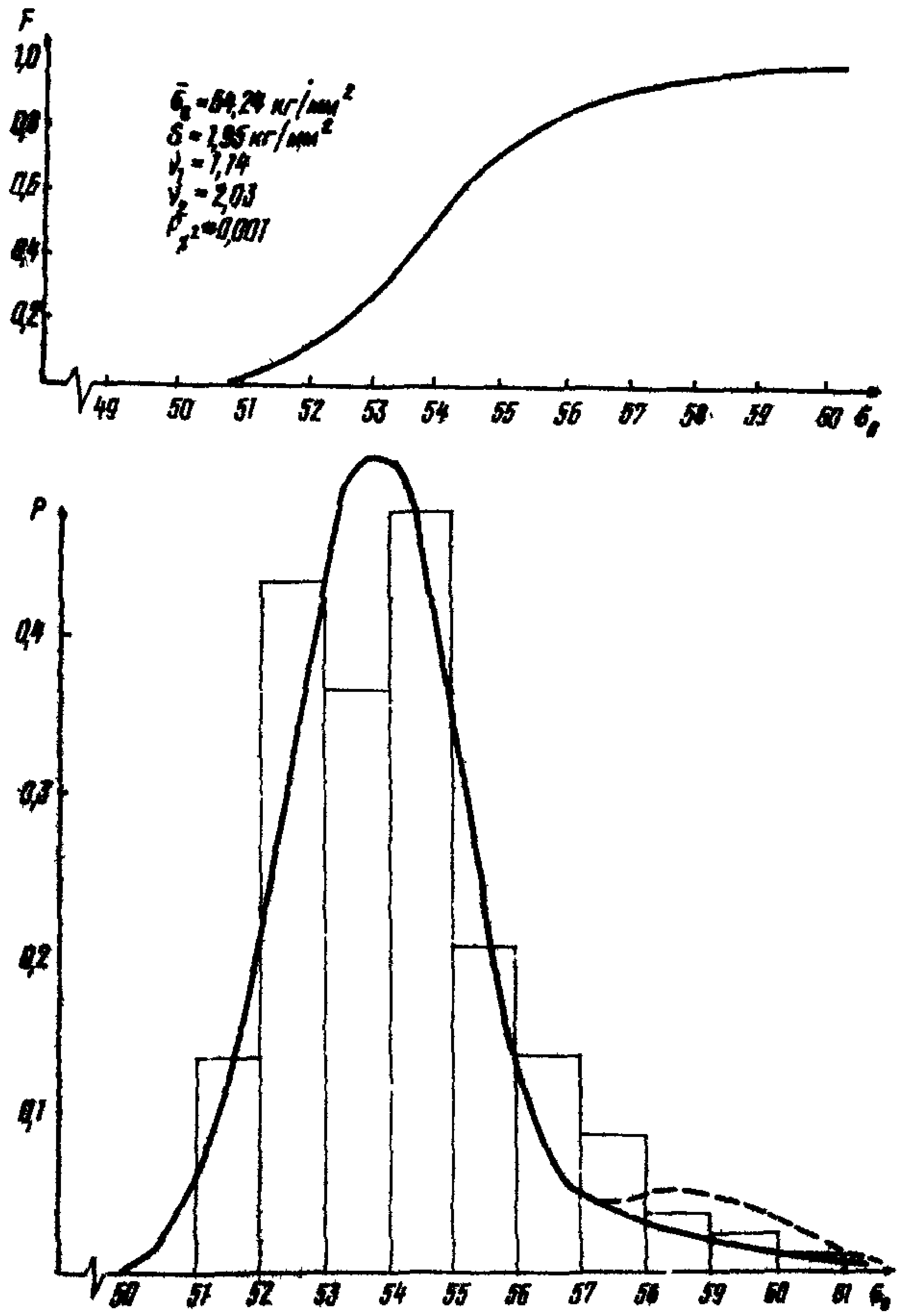


Рис.1. Статистическое описание по программе $OOKNG$ массива заводских лабораторных данных по временному сопротивлению $(\sigma_в)$ труб $\varnothing$ 720х8 мм:

$\sigma_в, S, \nu, \nu_2$ –характеристики распределения, соответственно, среднее, стандарт, косость, крутость; $F, p$ – соответственно функция и плотность распределения

$$y(x)=ax^{b};\quad a>0,\ b>0, \tag{26}$$

где случайный аргумент $x$ имеет распределение с плотностью (23). Функция (26) в пределах области определения гамма-функции $0\leq x<+\infty$ является монотонной, поэтому обратная ей функция является однозначной. Плотность распределения случайной величины $y$ как монотонной функции одного случайного аргумента определяется через плотность распределения аргумента по формуле работы [3]:

$$P(y)=f[\psi(y)]/|\psi'(y)|, \tag{27}$$

где $\psi(y)$ – функция, обратная $y(x)$;

$f[\psi(y)]$ – плотность распределения (23) аргумента, выраженного в виде $x=\psi(y)$;

$|\psi'(y)|$ – модуль производной функции $\psi(y)$

Если учесть, что

$$x=\psi(y)=\left(\frac{y}{a}\right)^{K},\quad K=\frac{1}{b}, \tag{28}$$

плотность распределения (27) будет иметь вид:

$$P(y)=f\left[\left(\frac{y}{a}\right)^{K}\right]\Big/K\left(\frac{y}{a}\right)^{K-1}\Big/=\frac{Ka^{-K\gamma}}{\Gamma(\gamma)}e^{-\left(\frac{y}{a}\right)^{K}}\cdot y^{K\gamma-1} \tag{29}$$

Распределение (29) является трехпараметрическим с параметрами $a,K,\gamma$. Задача заключается в том, чтобы по выборке значений $y_1,\ldots,y_n$ случайной величины $y$ определить параметры $a,K,\gamma$ распределения с плотностью $p(y)$.

П р и м е ч а н и е. Применяемые ранее для решения этой задачи способы предполагали непосредственное использование выражений для первых трех моментов распределения (29). Полученные при этом три условия для определения параметров удается свести к решению системы двух нелинейных уравнений. Такую систему требуется решать методом подбора корней, что весьма затруднительно как при ручном счете, так и при решении задачи на ЭВМ. Существующие таблицы [4-5] и другие, в которых указанная система нелинейных уравнений решается для некоторых значений коэффициентов вариации и асимметрии, не обеспечивают эффективного решения задачи. Указанные обстоятельства привели к необходимости поиска более эффективного решения задачи параметризации распределения Крицкого-Менкеля. Такое решение было найдено с помощью описанного ниже преобразования.

Для решения задачи параметризации следует произвести преобразование исходной выборки $y_1, \dots, y_n$ случайной величины $y$ с использованием условия (28). Исходная статистика при этом приобретает вид:

$$\left(\frac{y_1}{a}\right)^K, \dots, \left(\frac{y_n}{a}\right)^K, \tag{30}$$

где $K = \frac{1}{b}$.

Так как исходная выборка $y_1, \dots, y_n$ аппроксимировалась трехпараметрической кривой Крицкого-Менкеля с параметрами $a, K$ и $\gamma$, преобразование (30) превращает ее при соответствующем подборе параметров в однопараметрическое гамма-распределение с плотностью (23) и параметром $\gamma$. С использованием соотношения (25) условия оценки трех первых начальных моментов гамма-распределения по выборочным данным можно представить в виде:

$$\left.\begin{aligned}
&\sum_i \left(\frac{y_i}{a}\right)^K p_i = \gamma; \\
&\sum_i \left(\frac{y_i}{a}\right)^{2K} p_i = \gamma(\gamma+1); \\
&\sum_i \left(\frac{y_i}{a}\right)^{3K} p_i = \gamma(\gamma+1)(\gamma+2)
\end{aligned}\right\}, \tag{31}$$

где $p_i$ – относительная частота (вероятность) $i$-го значения случайной величины $x = \left(\frac{y}{a}\right)^K = \left(\frac{y}{a}\right)^{\frac{1}{b}}$, имеющей гамма-распределение.

После преобразования левых частей (31) эти условия будут иметь вид:

$$\begin{aligned}
&\frac{\sum_i y_i^K p_i}{a^K} = \gamma; \\
&\frac{\sum_i y_i^{2K} p_i}{a^{2K}} = \gamma(\gamma+1); \\
&\frac{\sum_i y_i^{3K} p_i}{a^{3K}} = \gamma(\gamma+1)(\gamma+2).
\end{aligned} \tag{32}$$

Возведем в квадрат первое из выражений (32), и разделив на полученный результат второе из выражений (32), получим:

$$F_2 = \frac{\sum_i y_i^{2K} p_i}{\left(\sum_i y_i^K p_i\right)^2} = \frac{\gamma+1}{\gamma}. \tag{33}$$

Возведем в куб первое из выражений (32), и разделив на полученный результат третье из выражений (32), получим:

$$F_3 = \frac{\sum_i y_i^{3K} p_i}{\left(\sum_i y_i^K p_i\right)^3} = \frac{(\gamma+1)(\gamma+2)}{\gamma^2}. \tag{34}$$

Выражения (33) и (34) не содержат параметра $a$. Так как

$$F_3 = F_2 \left(\frac{\gamma+2}{\gamma}\right);$$

$$\frac{\gamma+2}{\gamma} = \frac{\gamma+2}{\gamma} + 1 - 1 = 2\frac{\gamma+1}{\gamma} - 1 = 2F_2 - 1,$$

получаем условие

$$F_3 - F_2(2F_2 - 1) = 0,$$

не содержащее как параметра $a$, так и параметра $\gamma$.

Таким образом, с учетом выражений для $F_2$ и $F_3$ окончательно получаем одно нелинейное уравнение с одним неизвестным К

$$\frac{\sum_i y_i^{3K} p_i}{\left(\sum_i y_i^K p_i\right)^3} - \frac{\sum_i y_i^{2K} p_i}{\left(\sum_i y_i^K p_i\right)^2} \cdot \left(\frac{2\sum_i y_i^{2K} p_i}{\left(\sum_i y_i^K p_i\right)^2} - 1\right) = 0, \tag{35}$$

Анализ функции

$$f(K) = F_3 - F_2(2F_2 - 1)$$

показал, что в реальном диапазоне значений $K$ она не является монотонной, и уравнение (35) может иметь один - три корня, поэтому выбор лучшего решения производится с помощью оптимизации по критерию $\chi^2$ и исходя из физических соображений.

После определения значения $K$ из решения уравнения (35) следует из условия (33) вычислить значение параметра $\gamma$:

$$\gamma = \frac{1}{F_2 - 1}, \tag{36}$$

а также параметров $b$ и $a$

$$b = \frac{1}{K}; \tag{37}$$

$$a = \left(\frac{\sum_i y_i^K p_i}{\gamma}\right)^{\frac{1}{K}}, \tag{38}$$

после чего могут быть вычислены плотность (29) распределения Крицкого-Менкеля, функция распределения и все необходимые числовые характеристики случайной величины $y$ (среднее, стандарт, коэффициенты асимметрии и аксцесса и др.).

Данное решение реализовано на ЭВМ. На рис.2 приведен пример описания статистических данных о случайной величине прочности (пределе текучести) металла спиральношовных труб диаметром 820х9 мм для нефтегазопроводов с применением кривой Крицкого-Менкеля.

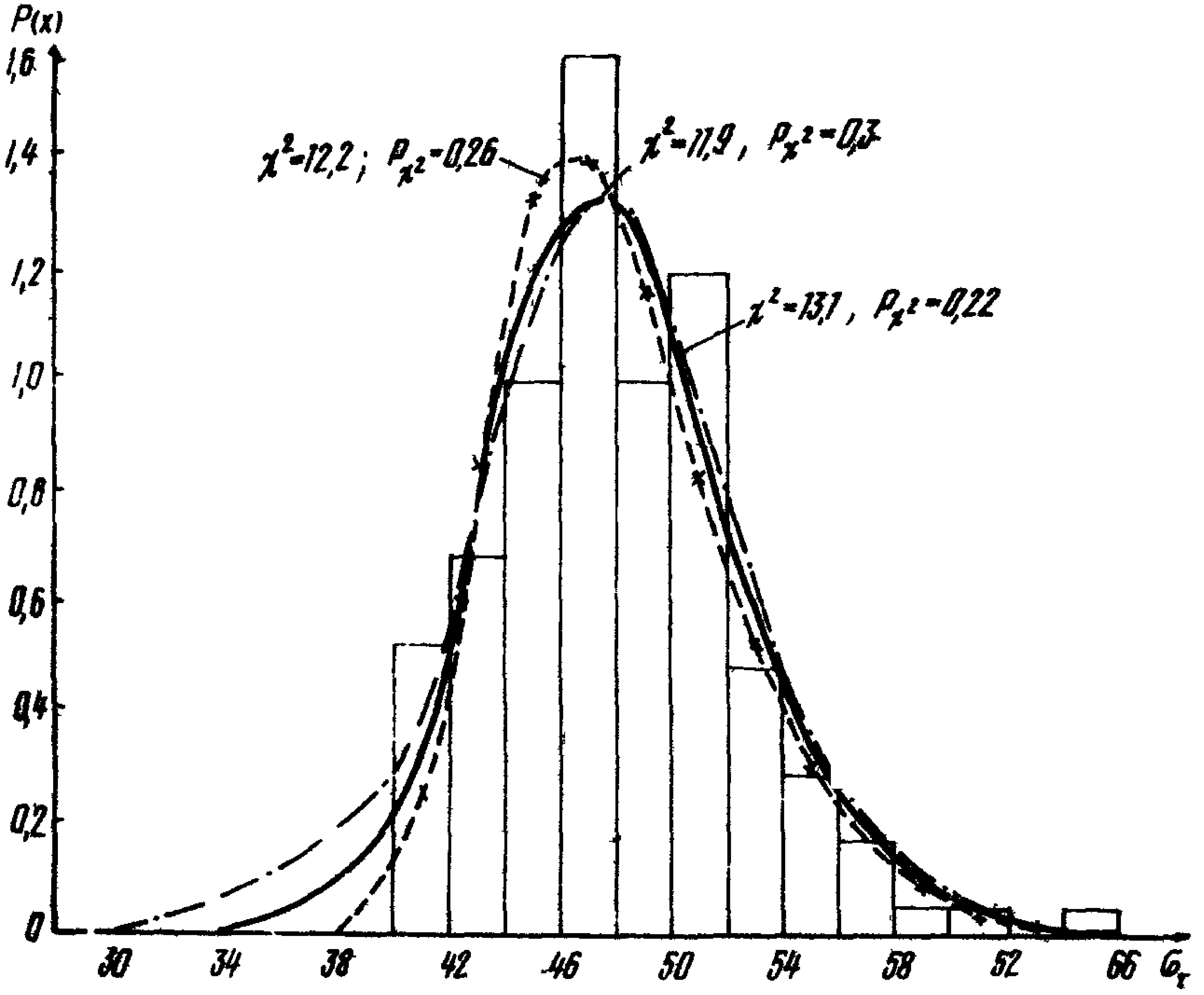


Рис.2. Статистическое описание по программе *STAT* массива заводских лабораторных данных по пределу текучести ( $\sigma_т$ ) труб Ø 820х9 мм для значений условного нуля $E_x$ = 30, 32 и 34 (при решении задачи экстраполяции в область малых вероятностей больших значений $\sigma_т$ )

Следует подчеркнуть, что на этапе подготовки статистических данных к обработке по программе *STAT*, помимо формирования гистограммы, должно быть зафиксировано крайнее (минимальное или максимальное - в зависимости от задачи) значение случайной величины, так называемый условный нуль. Выбор условного нуля производится с той стороны от гистограммы, с которой не предусматривается экстраполяция в область малых вероятностей. При этом взаимное расположение на оси абсцисс самой гистограммы и условного нуля с точки зрения области определения гамма-функции не играет роли, так как в программе предусмотрено приведение теоретической кривой распределения к стандартному виду.

Как показал анализ, точность выбора условного нуля в определенных пределах мало влияет на асимптотический хвост распределения, в чем можно убедиться (например, из рис.2) по близости значений критерия согласия для 3 вариантов значений условного нуля.

## 3. ОБРАБОТКА СТАТИСТИЧЕСКИХ СВЕДЕНИЙ ОБ ИЗМЕНЧИВЫХ ФАКТОРАХ, ПРЕДСТАВЛЯЕМЫХ В ВИДЕ СЛУЧАЙНЫХ ФУНКЦИЙ И ПРОЦЕССОВ (ПРОГРАММА *ONTRO*)

Программа *ONTRO*, предназначенная для обработки статистической информации о случайных функциях, решает задачу расчета характеристик стационарной случайной функции, заданной совокупностью реализаций [3]. Метод решения заключается в сведении случайных функций к системе случайных величин и определении вторых смешанных моментов с последующим составлением матрицы корреляционных моментов.

В качестве массивов наблюдений здесь могут фигурировать данные о случайных радиусах упругого изгиба по длине трубопровода, значения механических характеристик грунтов вдоль трассы, колебания нагрузок во времени (при установившемся режиме работы трубопровода) и другие сведения.

Зарегистрированные значения случайной функции $K_r(x_j)$ заносятся в табл.I, каждая строка которой соответствует определенной реализации случайной функции, а число строк соответствует числу наблюдаемых реализаций.

В качестве реализаций случайной функции обычно принимаются совокупности ее значений по сериям последовательно проводимых наблюдений.

Таблица I

Совокупность реализаций случайной функции

| | $x_1$ | $x_2$ | .... | $x_j$ | .... | $x_\ell$ | .... | $x_n$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $K_1(x)$ | $K_1(x_1)$ | $K_1(x_2)$ | .... | $K_1(x_j)$ | .... | $K_1(x_\ell)$ | .... | $K_1(x_n)$ |
| $K_2(x)$ | $K_2(x_1)$ | $K_2(x_2)$ | .... | $K_2(x_j)$ | .... | $K_2(x_\ell)$ | .... | $K_2(x_n)$ |
| .... | .... | .... | .... | .... | .... | .... | .... | .... |
| $K_i(x)$ | $K_i(x_1)$ | $K_i(x_2)$ | .... | $K_i(x_j)$ | .... | $K_i(x_\ell)$ | .... | $K_i(x_n)$ |
| .... | .... | .... | .... | .... | .... | .... | .... | .... |
| $K_m(x)$ | $K_m(x_1)$ | $K_m(x_2)$ | .... | $K_m(x_j)$ | .... | $K_m(x_\ell)$ | .... | $K_m(x_n)$ |

В табл.I $n$ – число наблюдений в пределах одной реализации;

$m$ – число реализаций.

Массивы значений по столбцам образуют систему случайных величин $K(x_1), K(x_2), \ldots, K(x_n)$. Каждый из массивов имеет $m$ значений.

Для каждого массива вычисляется:

среднее значение

$$\bar{K}(x_j) = \frac{\sum_{i=1}^{m} K_i(x_j)}{m},$$

где $j = 1, \ldots, n$;

дисперсия

$$D_K(x_j) = \frac{\sum_{i=1}^{m} \left[K_i(x_j) - \bar{K}(x_j)\right]^2}{m-1},$$

где $j = 1, \ldots, n$,

стандарт

$$\sigma_K(x_j) = \sqrt{D_K(x_j)}$$

Вычисляются значения корреляционных [illegible]мент[illegible] [illegible]ормуле:

$$k_K(x_j, x_l) = \frac{\sum_{i=1}^{m} \left[K_i(x_j) - \bar{\bar{K}}(x_j)\right]\left[K_i(x_l) - \bar{\bar{K}}(x_l)\right]}{m-1},$$

члены корреляционной матрицы см. в табл.2.

Таблица 2

Корреляционная матрица

| | $x_1$ | $x_2$ | ... | $x_j$ | ... | $x_l$ | .. | $x_n$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $x_1$ | $D_K(x_1,x_1)$ | $k(x_2,x_1)$ | ... | $k(x_j;x_1)$ | ... | $k(x_l,x_1)$ | ... | $k(x_n,x_1)$ |
| $x_2$ | | $D_K(x_2,x_2)$ | ... | $k(x_j,x_2)$ | ... | $k(x_l,x_2)$ | ... | $k(x_n,x_2)$ |
| ... | | | ... | ... | ... | ... | ... | ... |
| $x_j$ | | | | $D_K(x_j,x_j)$ | ... | $k(x_l,x_j)$ | ... | $k(x_n,x_j)$ |
| ... | | | | | ... | ... | ... | ... |
| $x_l$ | | | | | | $D_K(x_l,x_l)$ | | $k(x_n,x_l)$ |
| .. | | | | | | | ... | ... |
| $x_n$ | | | | | | | | $D_K(x_n,x_n)$ |

Корреляционная матрица содержит $\frac{n(n-1)}{2}$ значений.

Далее вычисляются основные числовые характеристики стационарной случайной функции:

среднее значение случайной функции

$$\bar{\bar{K}}(x) = \frac{\sum_{j=1}^{n} \bar{K}(x_j)}{n};$$

дисперсия случайной функции

$$\bar{\bar{D}}_K(x) = \frac{\sum_{j=1}^{n} D_K(x_j)}{n};$$

стандарт случайной функции

$$\bar{\bar{S}}_K = \sqrt{\bar{\bar{D}}_K(x)};$$

значения нормированной корреляционной функции

$$r_K(x_l, x_j) = \frac{k(x_l, x_j)}{\sigma_K(x_l)\sigma_K(x_j)},$$

образующие матрицу значений нормированной корреляционной функции (табл.3).

Таблица 3

Матрица значений нормированной корреляционной функции

| | $x_1$ | $x_2$ | ... | $x_j$ | ... | $x_\ell$ | ... | $x_n$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $x_1$ | 1 | $r_K(x_2,x_1)$ | ... | $r_K(x_j,x_1)$ | ... | $r_K(x_\ell,x_1)$ | ... | $r_K(x_n,x_1)$ |
| $x_2$ | | 1 | ... | $r_K(x_j,x_2)$ | ... | $r_K(x_\ell,x_2)$ | ... | $r_K(x_n,x_2)$ |
| ... | | | ... | ... | ... | ... | ... | ... |
| $x_j$ | | | | 1 | ... | $r_K(x_\ell,x_j)$ | ... | $r_K(x_n,x_j)$ |
| ... | | | | | ... | ... | ... | ... |
| $x_\ell$ | | | | | | 1 | ... | $r_K(x_n,x_\ell)$ |
| ... | | | | | | | ... | ... |
| $x_n$ | | | | | | | | 1 |

Значения $\bar{\bar{K}}(x)$, $\bar{\bar{D}}_K(x)$, $\bar{\bar{S}}_K(x)$ и значения нормированной корреляционной функции (в количестве $\frac{n(n-1)}{2}$ ) выводятся на печать.

Вычисляются осредненные значения нормированной корреляционной функции

$$r_{K_2}=\frac{r_K(x_2,x_1)+r_K(x_3,x_2)+\cdots+r_K(x_n,x_{n-1})}{n-1};$$

$$r_{K_3}=\frac{r_K(x_3,x_1)+r_K(x_4,x_2)+\cdots+r_K(x_n,x_{n-2})}{n-2};$$

. . . . . . . . . . . . . . . . . . . . . . . . . . . . . . . .

$$r_{K_n}=\frac{r_n(x_n,x_1)}{1},$$

т.е. осредняются значения, параллельные главной диагонали матрицы.

Полученные значения $r_{K_1},\ldots,r_{K_n}$ выводятся на печать и используются для построения графика нормированной корреляционной функции.

Таким образом, в результате обработки статистических данных о стационарной случайной функции получаем все необходимые ее характеристики: математическое ожидание, дисперсию и корреляционную функцию.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Митропольский А.К. Техника статистических вычислений. - М.: Наука, 1971.

2. Крицкий С.Н., Менкель М.Ф. Гидрологические основы речной гидротехники. - Изд. АН СССР, 1950.

3. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. - М.: Наука, 1969.

4. Муллер Р.А. К вопросу определения коэффициентов однородности и перегрузки по статистическим данным. В сб.: "Вопросы безопасности и прочности строительных конструкций. М.: ЦНИИПС, 1952.

5. Константинов Н.М. Гидрология и гидрометрия. - М.: Высшая школа, 1980.

СОДЕРЖАНИЕ

Методика
автоматизированной обработки статистической
информации об изменчивых факторах, учитываемых
в расчетах надежности конструкций магистральных
трубопроводов

Р 600-86

Издание ВНИИСТа

Редактор Ф.Д.Остаева
Корректор Г.Ф.Меликова
Технический редактор Т.Л.Датнова

Л- 105094 Подписано в печать 23/XII 1986 Формат 60x84/16
Печ.л. 1,25 Уч.изд.л. 1,1 Бум.л. 0,625
Тираж 450 экз. Цена 11 коп. Заказ 177

Ротапринт ВНИИСТа